

# Die Flächengröße als Fehlerquelle bei Brutvogel-Bestandsaufnahmen<sup>1)</sup>

## Area size as a source of bias in breeding bird surveys

Von Erwin R. Scherner

**Key Words:** Breeding bird surveys; Area-dependence of census results; Census errors; Statistical errors; Census plot; Sample plot; Abstract, unlimited parent collections; Concrete, limited parent collections; Precision and confidence of estimates; Minimum size and minimum number of representative samples.

### Zusammenfassung

Ungenauigkeiten bei Brutvogel-Bestandsaufnahmen werden häufig durch ungünstige Eigenschaften von Spezies, Beobachter und Umgebung bewirkt. Eine weitere Ursache ist der Umfang des Kontrollgebietes. So sinkt generell mit der Flächenausdehnung zugleich das Zählfehler-Risiko. Eine umgekehrte Relation gilt für die Berechnung von Abundanz, weil manche Territorien nur teilweise im untersuchten Areal liegen. Dieser von Dichte und Verteilung der Reviere (Paare) abhängige Effekt verliert an Bedeutung, wenn möglichst große Gebiete mit relativ kurzer Grenze erfaßt und Randsiedler einheitlich als halbe Paare gewertet werden.

Art-Areal-Kurven sind eine Folge interspezifischer Variationen von Abundanz und Dispersion. Der direkte Vergleich von Artenmengen bzw. -dichten verschieden großer Gebiete ist unzulässig. Solche Flächenabhängigkeiten (statistische Fehler) existieren auch bei Ausschluß von Zählfehlern!

Für Ergebnisse bisheriger Brutvogel-Zählungen ist charakteristisch, daß (extrem) hohe Bestands- und Siedlungsdichten regelmäßig (sehr) kleine Flächen betreffen, während große Gebiete fast ausnahmslos geringe Werte liefern. Hier existieren offenbar statistische Fehler. Wie ein Modell zufällig verteilter Paare zeigt, sind Abundanz auch dann nicht direkt vergleichbar, wenn sie Arealen einheitlicher Ausdehnung entstammen. Diese Flächenabhängigkeit kann vernachlässigt werden, falls das Kontrollgebiet eine Mindestgröße hat, die allerdings je nach Dichte und Dispersion, d. h. Spezies, Habitat und Jahr variiert.

Die Stichprobe stellt lediglich einen Teil der Grundgesamtheit dar und liefert mit dem Zählergebnis eine Schätzung der wahren Abundanz. Dabei darf ein Fehler  $g$  toleriert werden. Ebenso wichtig wie ihre Präzision ( $g$ ) ist die Zuverlässigkeit ( $u$ ) einer Aussage, d. h. die Wahrscheinlichkeit, mit der Ungenauigkeiten innerhalb der durch  $g$  festgelegten Grenzen bleiben. Eine repräsentative Zählmenge

---

<sup>1)</sup>Erweiterte Fassung eines anlässlich der 92. Jahresversammlung der Deutschen Ornithologen-Gesellschaft in Hannover (1980) gehaltenen Vortrages. – Für die Durchsicht des Manuskriptes danke ich Dr. G. HEYL (Leverkusen).

Anschrift des Verfassers:

Dr. Erwin R. Scherner, Staatliches Museum für Naturkunde und Vorgeschichte, Damm 40–44, D-2900 Oldenburg

muß wenigstens  $\dot{N}_i$  Paare umfassen, die entsprechende Probefläche eine Größe von mindestens  $\dot{F}_i$  besitzen. Für zufällig verteilte Vögel lassen sich diese Minimalwerte näherungsweise bestimmen:

$$\dot{F}_i \approx \frac{u^2}{g^2 \cdot A} \quad (\text{Gleichung 8}) \text{ und}$$

$$\dot{N}_i \approx \frac{u^2}{g^2} \quad (\text{Gleichung 9}).$$

Stichproben aus konkreten, begrenzten Urmengen (Fläche  $F_z$ ) ermöglichen Einblicke in die Besiedlung bestimmter Gebiete und damit auch Schätzungen (Hochrechnungen) der Brutbestände größerer Areale ( $A_z$  = wahre Abundanz). Dabei gilt

$$\dot{F}_i \approx \frac{F_z}{1 + A_z \cdot g^2 \cdot u^{-2} \cdot F_z} \quad (\text{Gleichung 15}).$$

Die Grenzwerte der Gleichungen belegen, daß absolut zuverlässige oder völlig präzise Schätzungen nicht garantiert werden können ( $u \rightarrow \infty$ ,  $g \rightarrow 0$ ). Ebenso sind repräsentative Stichproben aus Urmengen sehr geringer Abundanzen ( $A \rightarrow 0$  bzw.  $A_z \rightarrow 0$ ) praktisch unerreichbar. In allen Gleichungen wirken  $u$  und  $g$  als Antagonisten: in einer durch Probeflächengröße und wahre Abundanz gegebenen Situation ist eine Aussage über die Dichte der Grundgesamtheit um so glaubwürdiger, je weniger präzise sie formuliert wird (und umgekehrt).

Repräsentative Stichproben aus abstrakten Urmengen zufällig verteilter Vögel erfordern mindestens 384 Paare, wenn die Zuverlässigkeit 95 % ( $u = 1,96$ ) und die Präzision  $\pm 10\%$  ( $g = 0,1$ ) betragen soll (Gleichung 9). Die Registrierung von 4–6 oder weniger Paaren gestattet wohl kaum die sichere Schätzung der Siedlungs- oder Bestandsdichte einer Spezies. Dennoch entstammen die bisher veröffentlichten Zahlen vorwiegend „Probeflächen“, auf denen selten mehr als 10 Paare einer Art Platz finden.

Für Brutvogel-Bestandsaufnahmen gelten in vielen Staaten Richtlinien, die auch pauschale Angaben über die Mindestgröße von Untersuchungsgebieten enthalten. Bei diesen Einheitswerten bleibt (nahezu) unberücksichtigt, daß die Flächenabhängigkeit von Zählergebnissen durch Verteilung und Dichte bedingt ist. Die im Schrifttum zu „Probeflächen“ deklarierten Areale umfassen regelmäßig 0,1–0,4 km<sup>2</sup> oder weniger (Gebiete von mehr als 1 km<sup>2</sup> sind Ausnahmen). Daher besitzen die bislang veröffentlichten Abundanzen, soweit sie abstrakte Urmengen betreffen, allgemein erhebliche Fehler, deren Größenordnung besonders bei seltenen Spezies mit inäqualer Dispersion oft über 50 % liegen dürfte.

Auf jedes Paar einer Urmenge entfällt ein bestimmter durchschnittlicher Flächenanteil (z. B. 100 ha bei einer wahren Abundanz von 0,1 ♂/10 ha). Ist das Kontrollgebiet kleiner, wird die gemessene Dichte stets zu hoch sein. Solche systematischen Fehler können durch die Addition nicht aneinander-grenzender Areale summiert werden. Auch Probeflächen, welche Gleichung 8 bzw. 15 erfüllen, liefern oft Abundanzen, die vom wahren Wert abweichen. Es handelt sich aber um zufällige Fehler, deren weitgehende Kompensation möglich ist, wenn ein entsprechender Mittelwert auf einer ausreichenden Anzahl von Stichproben basiert.

Das Phänomen der Flächenabhängigkeit beeinträchtigt Aussagekraft und Vergleichbarkeit von Zählergebnissen. Bisherige Brutvogel-Bestandsaufnahmen (auch „Monitor-Programme“) haben die-

ses Problem jedoch kaum berücksichtigt. Bei künftigen Untersuchungen ist generell die Erfassung sehr großer Areale anzustreben, auf die Berechnung von Dominanzen zu verzichten und gleichzeitig mit den Abundanz eine Übersichtskarte der Territorien bzw. Nistplätze zu veröffentlichen. Fehlt eine Definition der Urmenge, dürfen Kontrollgebiete nicht als „Probeflächen“ bezeichnet werden.

## Summary

Inequalities occurring in breeding bird enquiries frequently can be attributed to disadvantageous properties of species, investigator and environment. Surface is a further source of error. In fieldwork, for instance, the risk of failings usually decreases with area size. A converse relationship refers to abundance calculations, since territories may be continuous beyond the fringe of the survey area. The principle depends on density and dispersion of birds. Its importance disappears when large areas with comparatively short boundaries are chosen and each peripheral territory is considered as "half a pair".

Species-area curves (fig. 1 shows an example) result from interspecific variations in abundance and dispersion. Direct comparisons of species-numbers or -densities obtained on areas having different size are not meaningful. Such area-dependences (statistical errors) exist even if no error in census work occurs!

In previous breeding bird surveys (extremely) high densities generally refer to (very) small areas, whereas nearly all great areas yield low values (fig. 2 shows an example). Obviously this is a matter of statistical errors. A model for randomly scattered birds (fig. 3) suggests that direct comparisons of abundances are impossible even when areas have a common magnitude. Area-dependence can be ignored when census plots reach or exceed a minimum size appropriate to density and dispersion of birds (*i. e.* species, habitat and year).

A sample is only a part of a larger parent collection and yields a census result (abundance  $A_i$ ) as an estimate of true density. A certain bias  $g$  may be permissible. Same interest like precision ( $g$ ) requires the confidence ( $u$ ) of scientific reasonings, *i. e.*, the probability that inaccuracies will remain within limits given by  $g$  (table 1). A representative census unit must consider  $\dot{N}_i$  or more pairs, the adequate sample plot a magnitude of at least  $\dot{F}_i$ . For randomly scattered birds, these minimum levels can be approximated:

$$\dot{F}_i \approx \frac{u^2}{g^2 \cdot A} \quad (\text{equation 8})$$

$$\text{and} \quad \dot{N}_i \approx \frac{u^2}{g^2} \quad (\text{equation 9}).$$

Samples from concrete, limited parent collections (area  $F_z$ ) provide information about occurrence of birds in defined areas and then estimations (calculations) of population levels in large districts ( $A_z$  = true abundance). The function is to write

$$\dot{F}_i \approx \frac{F_z}{1 + A_z \cdot g^2 \cdot u^{-2} \cdot F_z} \quad (\text{equation 15}).$$

The limiting forms of the equations imply that absolutely confident or entirely precise estimations ( $A_i$ ) are not possible in practice ( $u \rightarrow \infty$ ,  $g \rightarrow 0$ ). Also, it is unrealizable to reach representative samples

from parent collections with low densities ( $A \rightarrow 0$  or  $A_z \rightarrow 0$  respectively; cf. fig. 5-7). In all formulae  $u$  and  $g$  are antagonists: for a situation given by sample size and true density dependableness of statements about abundance of the parent collection becomes progressively greater, when precision decreases (and *vice versa*).

Representative samples from abstract parent collections of randomly scattered birds should consider at least 384 pairs if confidence is 95 % ( $u = 1.96$ ) and precision amounts to  $\pm 10$  % ( $g = 0.1$ ; cf. equation 9). Recording of 4-6 or less pairs seems unlikely to provide sure assessment of a species' density. Nevertheless, published results of breeding bird enquiries usually apply to "sample plots" at which scarcely more than 10 pairs per species are present (table 2).

In many countries guidelines for breeding bird surveys include advice on minimum size of census area. Such uniform standards disregard that area-dependence of census results is constituted by dispersion and density. In literature areas designated to "sample plots" regularly cover 0.1-0.4 km<sup>2</sup> or less (areas greater than 1 km<sup>2</sup> are exceptions). Hence published abundances when considering abstract parent collections generally suffer from considerable errors; the amount of bias is likely to be often beyond 50 % particularly in rare species with unequable dispersion.

To every pair of a parent collection some average proportion of surface is attributed (e. g., 100 ha if true abundance is 0.1 ♂ ♀/10 ha). In any area of minor content the measured density will be superelevated. Joining of separate areas may lead to addition of such systematic errors. Even sample plots fulfilling equation 8 or 15 respectively often yield abundances differing from the true value. But these random errors would be largely compensated as a mean basing on a sufficiently great number of samples is calculated.

The phenomenon of area-dependence discounts validity and comparability of census results. Past breeding bird surveys (even "monitoring programmes") have hardly taken these advantages into account. For the future in stocktaking it will be necessary to choose very extensive areas, to desist from expediency of dominance values and, together with abundances, to publish always a map of the territories or nest positions respectively. Census areas may not be called "sample plots" without assignment of parent collection.

## Inhaltsverzeichnis

|                                                    | Seite |
|----------------------------------------------------|-------|
| 1. Einleitung                                      | 149   |
| 2. Flächenabhängigkeit von Zählergebnissen         | 149   |
| 2.1 Zählfehler                                     | 149   |
| 2.2 Statistische Fehler                            | 150   |
| 3. Mindestgröße repräsentativer Stichproben        | 154   |
| 3.1 Stichproben aus abstrakten Urmengen            | 156   |
| 3.2 Stichproben aus konkreten Urmengen             | 162   |
| 3.3 Folgerungen                                    | 165   |
| 4. Mindestanzahl repräsentativer Stichproben       | 167   |
| 5. Theorie und Praxis bisheriger Bestandsaufnahmen | 168   |
| Literatur                                          | 173   |

## 1. Einleitung

Bei der Erfassung von Brutvogel-Beständen sind Zählfehler möglich, die je nach Spezies (Sozialverhalten usw.), Beobachter (Sorgfalt etc.) und Umgebung (Geländestruktur u. a.) mehr als 50 % betragen können (z. B. PALMGREN 1930, LACK 1937, COLQUHOUN 1940, KENDEIGH 1944, ENEMAR 1959 und 1962, PETERS 1963, WILLIAMSON 1964, SNOW 1965, HOGSTAD 1967, BERTHOLD 1976, ENEMAR et. al. 1976 und 1978). Weitere, oft größere Ungenauigkeiten bewirkt der Umfang des Kontrollgebietes. Bleibt dieser Effekt unbeachtet, lassen sich Informationsgehalt und Vergleichbarkeit von Forschungsergebnissen kaum beurteilen. Entsprechend hoch ist dann die Gefahr, daß selbst aufwendige Freilandstudien zu überflüssigen oder gar unrichtigen Resultaten und Aussagen führen; denn „Fehlentwicklungen in der Avifaunistik gehen häufig zurück auf ein zu geringes Problembewußtsein und auf fehlende Fehlerkalkulation“ (OELKE 1974 a). So besteht ein Mangel an gründlichen Analysen der Flächenabhängigkeit, nicht zuletzt deshalb, weil nur selten eindeutig zwischen Zählung und Schätzung, Zuverlässigkeit und Präzision, Stichproben und bloßen Zählmengen oder Methode und Zweck unterschieden wird.

## 2. Flächenabhängigkeit von Zählergebnissen

### 2.1 Zählfehler

Der Erfassungsgrad bei Brutvogel-Bestandsaufnahmen hängt „offensichtlich“ von der Ausdehnung des Kontrollgebietes ab (BERTHOLD 1976). Ist der Aufwand an Personal und Zeit konstant, sind auf kleinen Flächen im Durchschnitt genauere Resultate zu erwarten als bei der Untersuchung großer Areale. Demnach sinkt mit der Fläche zugleich das Zählfehler-Risiko.

Eine entgegengesetzte Relation besteht bei der Berechnung von Abundanzen. Manche Territorien<sup>2)</sup> liegen nämlich nur teilweise im untersuchten Areal. Werden sie nicht oder aber als statistisch vollwertig berücksichtigt, ist das Ergebnis jeweils in einer bestimmten Richtung verfälscht (s. auch TOMIALOJC 1980). Dieser systematische Fehler wächst mit der Anzahl solcher Fälle. Eine grundsätzliche Lösung bietet die „bereinigte“ Abundanz (z. B. DIRCKSEN & HÖNER 1963). Hier gelten periphere Territorien einheitlich als halbe Reviere (Paare). So entstehen zufällige, nach beiden Seiten streuende Fehler, die sich ausgleichen können, sofern die Menge der Randsiedler genügend groß ist.

Randsiedler sind nicht immer eindeutig als solche erkennbar, und exakte Messungen des Revierumfanges gelingen selten, zumal Lage und Größe von Territorien selbst kurzfristig stark variieren können. Daraus resultieren Zählfehler, die sich kaum vermeiden, wohl aber ausreichend gering halten lassen. Die

Menge der Randsiedler darf lediglich einen tolerierbar kleinen Anteil am Gesamtbestand der erfaßten Brutvögel darstellen. Dies erfordert eine gewisse Mindestgröße des Kontrollgebietes, die von Ausdehnung, Form, Abundanz und Dispersion der Territorien abhängt. Schließlich sollte die Grenze des untersuchten Areales relativ kurz sein. Optimal ist ein kreisförmiger Grundriß, während unregelmäßig gestaltete Flächen den Randsiedler-Effekt erhöhen (z. B. ERZ 1968).

## 2.2 Statistische Fehler

Art-Areal-Kurven illustrieren eine Beziehung zwischen Raum und Speziessumme (Beispiel s. Abb. 1). Sie steigen anfangs rasch, dann langsamer und verlaufen schließlich annähernd horizontal. Artenmengen verschieden großer Gebiete sind daher nicht direkt vergleichbar (gilt auch für Speziesdichten). Dieses wohl bei allen Tier- und Pflanzengruppen zu beobachtende Phänomen ist ein

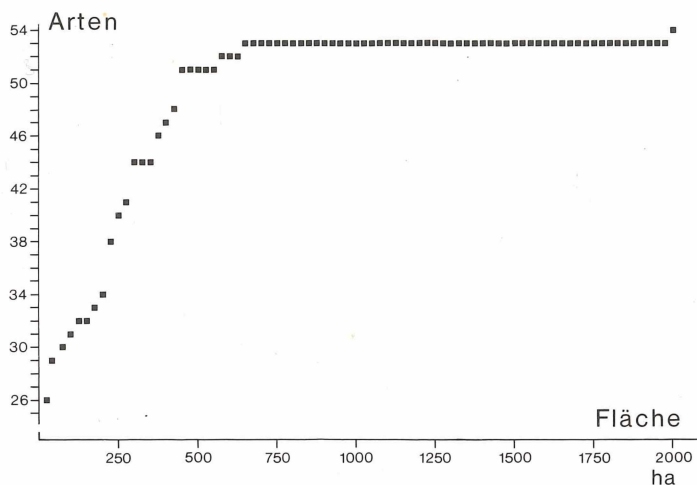


Abb. 1: Art-Areal-Kurve der in einem aus 80 Quadraten (je 25 ha) bestehenden Waldgebiet nistenden Singvögel (Zentralsolling/Niedersachsen). Einer beliebig gewählten Teilfläche sind schrittweise benachbarte Einheiten hinzugefügt, bis schließlich der Gesamtumfang von 20 km<sup>2</sup> erreicht ist. Während die Artenzahl dabei auf 54 (Gesamtwert) steigt, sinkt die entsprechende Speziesdichte von 10,4 auf 0,27/10 ha (nach Originaldaten des Verf.).

Fig. 1: A species-area curve of songbirds nesting in a woodland district (Central Solling/Lower Saxony), which is divided into 80 quadrats (each 25 ha). Sequential adding of adjacent units to any selected quadrat leads to continuously larger areas until the whole surface of 20 km<sup>2</sup> is covered. Species number increases to the total of 54 whereas species density decreases from 10.4 to 0.27/10 ha (after original data from the author).

wichtiger, generell unumstrittener Beweis für die Flächenabhängigkeit von Zählergebnissen. Aus solchen Graphiken läßt sich der Mindestumfang von Stichproben ableiten, in denen ein genügend hoher Anteil des Artenspektrums der Avifauna oder anderer Komponenten einer Lebensgemeinschaft erwartet werden darf (s. SCHWERDTFEGER 1975). Unklar bleibt jedoch, ob in einem so ermittelten „Minimalareal“ auch Abundanzen und Dominanzen Aussagekraft besitzen (z. B. RICE & KELTING 1955).

Die Art-Areal-Kurve ist eine Folge interspezifisch wechselnder, jeweils aus *Abundanz* und *Dispersion* resultierender Antreffwahrscheinlichkeiten. Arten hoher Dichte und gleichmäßiger Verteilung sind selbst auf sehr kleinen Flächen ziemlich regelmäßig zu erwarten. Dagegen bedarf es meist erheblich größerer Gebiete, um auch das Spektrum seltener oder inäqual siedelnder Spezies vollständig zu erfassen.

Abb. 2 zeigt die Brutvogel-Dichte als Funktion des Flächenumfangs. Die Angaben entstammen einer in der DDR erscheinenden Zeitschrift, doch werden ähnliche Zusammenhänge sichtbar, wenn andere Publikationen, nur bestimmte Lebensräume oder lediglich einzelne Arten Berücksichtigung finden (z. B. KIK-

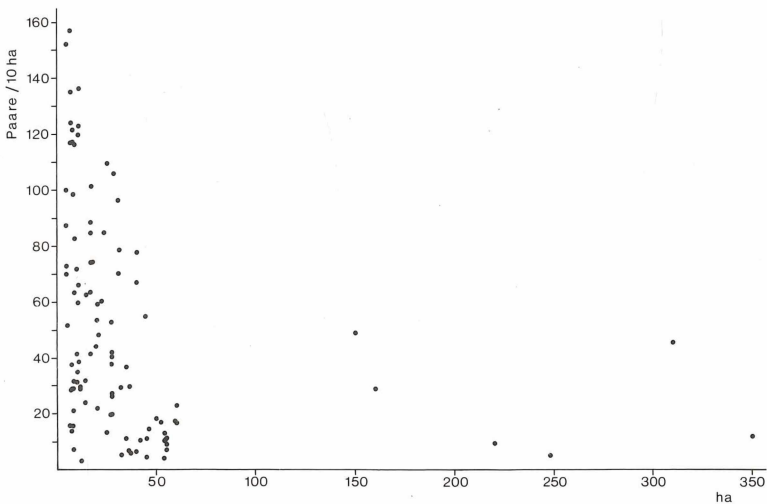


Abb. 2: 102 Brutvogel-Abundanzen und Größe der untersuchten Flächen nach Angaben in den „Mitt. Interessengemeinschaft Avifauna DDR Biol. Ges. DDR“ (1, 1968; 2, 1969 [1970]; 4, 1971, bis 8, 1975 [1976]).

Fig. 2: 102 values of breeding bird densities versus size of surveyed areas (from data published in a German periodical).

- KAWA 1966, EBER 1968, WENSEL 1970, LUNIAK 1974, BEZZEL & STIEL 1975, BEZZEL 1976, DOBBERKAU et al. 1979). Auffälligerweise betreffen (extrem) hohe Abundanzen regelmäßig (sehr) kleine Areale, während große Gebiete fast ausnahmslos geringe Werte liefern. Denkbar sind mehrere Ursachen, etwa daß
- a) in großen Räumen zu viele Vögel übersehen werden (S. 149),
  - b) auf kleinen Flächen der Randsiedler-Effekt (S. 149) die Zählergebnisse allzu stark verfälscht oder
  - c) kleine Habitate ökologisch optimal sind (z. B. PEITZMEIER 1950, DIERSCHKE 1955) und somit eine „Siedlungsregel“, die „für alle Biotope Gültigkeit“ besitzt (OELKE 1963 und 1968), wirksam ist („Je kleiner [größer] der Biotop, desto größer [kleiner] die Dichte“).

Ob systematische Zählfehler (a und b), biologische Gesetzmäßigkeiten oder andere Faktoren zugrunde liegen, läßt sich kaum durch Freilandstudien, wohl aber theoretisch prüfen. Ideale Voraussetzungen bietet ein großes, völlig homogenes Areal, in dem beliebig viele Untersuchungsgebiete (auch Probeflächen) verschiedener Ausdehnung möglich, Abundanz und Dispersion der Vögel bekannt sowie Zählfehler ausgeschlossen sind. Diese Bedingungen erfüllt beispielsweise das Modellgelände der Abb. 3:

In den 10-ha-Quadraten variiert die Dichte von 2 bis 8 ♂ ♀/10 ha. Noch stärkere Schwankungen sind bei kleineren Flächen zu erwarten. Auf 0,5 ha ergibt eine Besiedlung mit nur 1 ♂ ♀ immerhin 20, mit 2 ♂ ♀ sogar 40 ♂ ♀/10 ha. Allerdings können solche Areale auch in den „Lücken“ des Verteilungsmusters liegen und daher die Abundanz Null aufweisen. Letzteres ist unmöglich, wenn der Untersuchungsraum einen gewissen Mindestumfang erreicht und dann stets wenigstens 1 ♂ ♀ enthält.

Auf 0,5-ha-Flächen kann die Dichte minimal 0, maximal mehr als 40 ♂ ♀/10 ha erreichen. Die 10-ha-Parzellen in Abb. 3 liefern Quoten von 2–8 ♂ ♀/10 ha. Die weitere Ausdehnung der Kontrollgebiete führt vermutlich zu Abundanzen, die noch besser mit dem Gesamtwert des Modellgeländes (5 ♂ ♀/10 ha) übereinstimmen. Solche Überlegungen begründen die Erwartung, daß oberhalb einer Mindestarealgröße die Abweichungen (Fehler) unerheblich und daher vernachlässigbar sind.

Generell muß ein Mindestareal um so größer sein, je niedriger die Abundanz ist. Besitzt das Modellgelände statt 5 lediglich 0,5 ♂ ♀/10 ha, können auch Kontrollflächen von 15 oder 20 ha noch die Dichte Null liefern. In Abb. 3 sind die Vögel zufällig verteilt. Bei inselartiger Dispersion gäbe es zwar einige Vorkommensschwerpunkte, daneben aber ausgedehnte Freiräume. Selbst Gebiete von 30 oder 40 ha wären dann möglicherweise unbesiedelt.

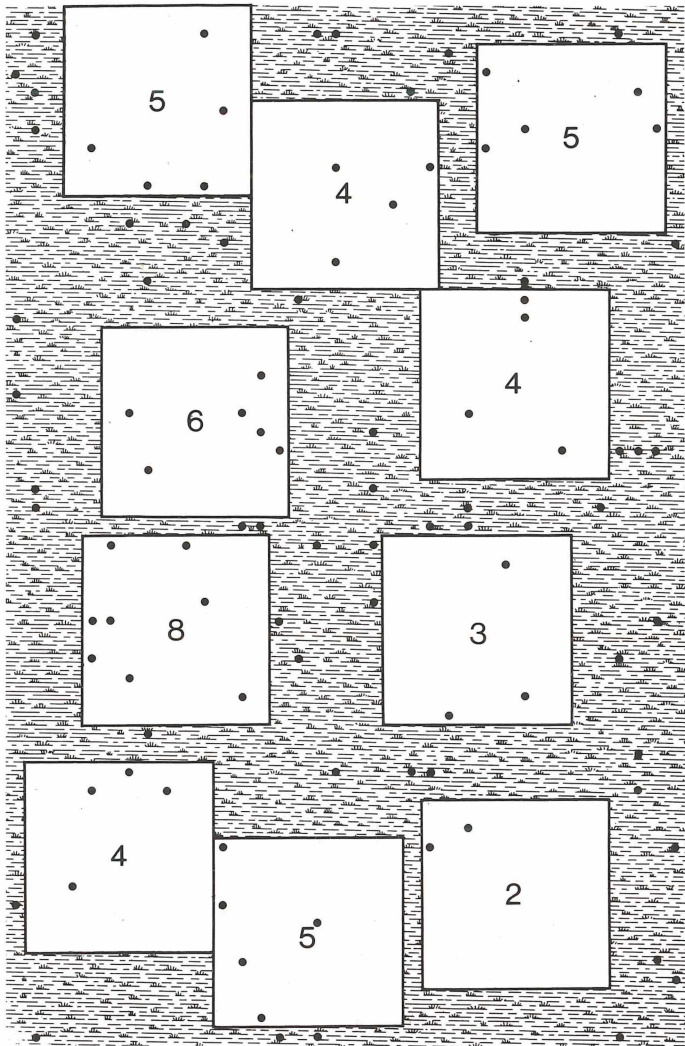


Abb. 3: Modellgelände (198 ha) mit quadratischen Untersuchungsflächen (je 10 ha) und 99 zufällig verteilten Brutpaaren (5 ♂ ♀/10 ha).

Fig. 3: A model area (198 ha) with quadratic census plots (each 10 ha) and 99 randomly dispersed breeding pairs (5 ♂ ♀/10 ha).

Ein Wechsel der Dispersion vermag die Besiedlung der 10-ha-Gebiete auch dann zu ändern, wenn die Gesamtabundanz von 5 ♂ ♀/10 ha konstant bleibt. Dagegen können sich simultane Variationen von Dichte und Verteilung so ausgleichen, daß Bestandsschwankungen im Modellgelände auf den Kontrollflächen nicht nachweisbar sind.

Abb. 3 enthält Kontrollgebiete mit 2–6 und 8 ♂ ♀. Die Überprüfung solcher real vorhandenen, unbezweifelbaren Unterschiede mit statistischen Verfahren ist – entgegen verbreiteter Praxis – weder notwendig noch zulässig. Eine andere Situation entsteht beispielsweise, wenn mit jenen Arealen die Abundanz im Modellgelände bestimmt werden soll. Dann handelt es sich um *Probeflächen* (Stichproben), die hier für einen 198 ha großen Raum repräsentativ sein müssen und jeweils *Schätzungen* der wirklichen Dichte von 5 ♂ ♀/10 ha liefern. Quoten von 2–4, 6 oder 8 ♂ ♀/10 ha, wie sie in einigen Fällen vorliegen, sind nun falsch; sie weichen um 20–60 % vom wahren Wert ab (obwohl keine Zählfehler unterlaufen sind!).

Am Modellgelände wird sichtbar, daß Präzision und Zuverlässigkeit einer Abundanz-Angabe vom Untersuchungsziel abhängen. Dabei sind allgemein unterscheidbar (s. auch HÖSER 1973):

- (1) Zählmengen, die mit der Urmenge identisch sind;
- (2) Zählmengen, die eine Stichprobe aus der Urmenge darstellen.

Zählergebnisse entsprechen immer dem ersten Typ, sind gleichsam stets repräsentativ für sich selbst. Nisten in einem Garten 30 Vogelpaare, gibt es daran keine Zweifel (bei Ausschluß von Zählfehlern!). Problematisch ist diese Untersuchungsfläche jedoch, wenn sie Aussagen über die Besiedlung deutscher Gärten oder gar des Gartens schlechthin ermöglichen soll, dasselbe Resultat also zur Schätzung wird.

### 3. Mindestgröße repräsentativer Stichproben

Die Probefläche liefert mit  $A_i$  eine Schätzung der wahren Abundanz. Erfahrungsgemäß muß dabei ein gewisser Fehler  $g$  toleriert werden ( $g$  beträgt z. B. 0,15 für zulässige Abweichungen von maximal 15 %). Von der *Präzision* ( $g$ ) zu unterscheiden ist die *Zuverlässigkeit* ( $u$ ) einer Aussage, hier die Wahrscheinlichkeit  $P$ , mit der Ungenauigkeiten innerhalb der durch  $g$  festgelegten Grenzen bleiben (Tab. 1). Repräsentative Stichproben müssen möglichst viele, wenigstens aber  $N_i$  Brutpaare enthalten, und zwar um so mehr, je höher die Anforderungen sind. Daher gilt

$$N_i = f(u, g) \quad (1).$$

Tab. 1: P gibt hier die Wahrscheinlichkeit an, mit der eine bestimmte Präzision (g) zu erwarten ist. Die entsprechenden u-Werte der standardisierten Normalverteilung sind in vielen Statistik-Büchern tabelliert. Wie in anderen Bereichen der Naturwissenschaften sollte grundsätzlich eine Zuverlässigkeit von wenigsten 95 % angestrebt werden.

Table 1: Here P describes the probability that a predetermined degree of precision (g) may be expected. The corresponding values of u are tabulated in many statistical handbooks. As in other fields of natural sciences a confidence of at least 95 % should generally be desired.

| P (%) | u    |
|-------|------|
| 99,9  | 3,3  |
| 99    | 2,58 |
| 95    | 1,96 |
| 90    | 1,64 |
| 80    | 1,28 |
| 70    | 1,04 |
| 60    | 0,84 |

Wichtiger noch als  $N_i$  erscheint  $\hat{F}_i$ , die Mindestgröße repräsentativer Probeflächen, doch existiert zwischen diesen Parametern ein Zusammenhang. Sie sind im Modell kalkulierbar für

- (1) Stichproben aus abstrakten, unbegrenzten Urmengen;
- (2) Stichproben aus konkreten, begrenzten Urmengen.

Der erste Fall betrifft Aussagen etwa über die Abundanz der Amsel (*Turdus merula*) in Stadtzentren oder die Dichte der Vögel im Hainsimsen-Buchenwald. Es handelt sich um Abstraktionen, wie sie besonders oft in der Physiologie getroffen werden. Dort sollen Laboruntersuchungen an ausgewählten Individuen Aufschluß geben über die Eigenschaften der von ihnen repräsentierten Art, unabhängig davon, ob die Spezies im Freiland häufig, selten oder ausgestorben ist (daher Urmenge unbegrenzt). Der andere Typus ermöglicht Einblicke in die Besiedlung bestimmter Gebiete und damit auch Schätzungen (Hochrechnungen) der Brutbestände größerer Areale (z. B. Regierungsbezirke, Bundesländer).

Verantwortlich für die Flächenabhängigkeit von Zählergebnissen sind Abundanz und Dispersion. Die folgenden Analysen betreffen zufällig verteilte Populationen. Unter den möglichen oder denkbaren Typen ist das hier gewählte Muster mathematisch besonders vorteilhaft, wenngleich es real wohl nie vorkommt.

Bei repräsentativen Stichproben darf die Differenz zwischen Schätzwert und wahrer Dichte ein gewisses Ausmaß nicht überschreiten. Dies erfordert Zählmengen (Brutbestände) ganz bestimmter Größe (wenigstens  $\hat{N}_i$  Paare). Die Wahrscheinlichkeit (Zuverlässigkeit), daß eine solche Situation eintrifft, ist kalkulierbar, wenn Abundanz und Dispersion der Urmenge bekannt sind. Damit liegen die Voraussetzungen vor für Aussagen über das Mindestareal von Probeflächen ( $\hat{F}_i$ ). Die Lösung basiert auf einfachen theoretischen Verteilungen. Vorhandene Verständnisschwierigkeiten können

durch das Studium geeigneter Handbücher beseitigt werden (z. B. WEBER 1972: S. 116–118, 124–128, 135–136 und 140).

### 3.1 Stichproben aus abstrakten Urmengen

· Auf einer Probefläche  $F_i$  haben  $N_i$  Paare die Dichte

$$A_i = \frac{N_i}{F_i}$$

Die Abundanz der Urmenge ist formal

$$A = \frac{N}{F}$$

Für repräsentative Stichproben gilt

$$A_i = A \quad \text{oder} \quad \frac{A_i}{A} = 1$$

Wird eine Abweichung  $g$  toleriert, lautet die Bedingung

$$\frac{A_i}{A} = 1 \pm g \quad (2)$$

oder

$$1 - g \leq \frac{A_i}{A} \leq 1 + g$$

bzw.

$$(1 - g) \cdot A \cdot F_i \leq N_i \leq (1 + g) \cdot A \cdot F_i \quad (3).$$

Die Antreffwahrscheinlichkeiten der nach (3) zulässigen  $N_i$  können über die Binomialverteilung berechnet werden, wenn sich die Fläche aus kleinen Quadraten der Größe  $B$  gemäß

$$F_i = n_i \cdot B \quad \text{und (formal)} \quad F = n \cdot B$$

zusammensetzt. Jede Teileinheit ist entweder unbesiedelt ( $\square$ ) oder von einem Brutpaar besetzt ( $\blacksquare$ ). Auf zwei Feldern ( $n_i = 2$ ) können daher  $2^2$  Zustände eintreten:



Allgemein können  $n_i$  Quadrate insgesamt  $2^{n_i}$  Zustände einnehmen. Die Wahrscheinlichkeit, daß ein bestimmtes Feld besiedelt ist, lautet

$$p = \frac{N_i}{n} = \frac{N \cdot B}{F} = A \cdot B$$

Die Wahrscheinlichkeit, daß von  $n_i$  Teileinheiten genau  $N_i$  besetzt sind, beträgt

$$P_{n_i, N_i} = \binom{n_i}{N_i} \cdot p^{N_i} \cdot (1 - p)^{n_i - N_i}$$

Für große  $n_i$  genügt als Näherung

$$P_{n_i, N_i} \approx \sqrt{\frac{n_i}{2 \cdot \pi \cdot N_i \cdot (n_i - N_i)}} \cdot \left[ \frac{n_i \cdot p}{N_i} \right]^{N_i} \cdot \left[ \frac{n_i \cdot (1 - p)}{n_i - N_i} \right]^{n_i - N_i} \quad (4)$$

Beispiel: Mit  $A = 16,6 \text{ ♂ } / 10 \text{ ha}$  und  $g = 0,1$  folgt für  $F_i = 20 \text{ ha}$  aus Gleichung (3)

$$29,88 \leq N_i \leq 36,52$$

Zulässig sind demnach Bestände von 30, 31, 32, 33, 34, 35 oder 36 ♂ ♀. In diesen Fällen weicht  $A_i$  um höchstens 10 % von  $A$  ab. Es darf somit als repräsentativ gelten. Ist  $B$  festgelegt, gestattet (4) die Kalkulation der einzelnen Eintreffwahrscheinlichkeiten. Bei  $B = 625 \text{ m}^2$  (daher  $n_i = 320$ ) variieren sie zwischen 6,2 (für  $N_i = 36$ ) und 7,3 % ( $N_i = 33$ ). Die Summe aller sieben Werte beträgt hier annähernd 48 %: Durchschnittlich liefern 48 von 100 Probeflächen des Umfangs 20 ha eine Dichte, deren Fehler maximal 10 % der wahren Abundanz (16,6 ♂ ♀/10 ha) erreicht.

Bedingung (3) ist erfüllt, wenn eines der zulässigen  $N_i$  eintritt. Nach dem Additionssatz der Wahrscheinlichkeiten (z. B. WEBER 1972) interessiert daher nur die Summe der  $P_{n_i, N_i}$ . Es erfordert einen hohen Aufwand, für ein  $F_i$  jeweils aus (3) die  $N_i$  und mit (4) dann die entsprechenden  $P_{n_i, N_i}$  zu bestimmen. Eine Vereinfachung ermöglicht die standardisierte Normalverteilung:

$$\varphi(u) = \frac{1}{\sqrt{2 \cdot \pi}} \cdot e^{-\frac{u^2}{2}}$$

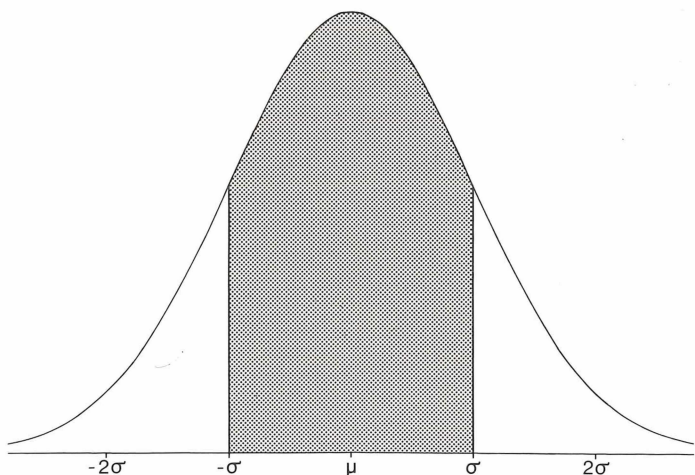


Abb. 4: Schema der Standardnormalverteilung. Das Intervall  $\mu \pm u \cdot \sigma$  umfaßt einen definierten Teil der Fläche unterhalb der Kurve, der dunkle Bereich beispielsweise 68 % ( $u = 1,0$ ).

Fig. 4: A scheme of the standard normal distribution. The interval  $\mu \pm u \cdot \sigma$  includes a defined proportion of space below the curve, the dark range, for instance, 68 % ( $u = 1.0$ ).

Diese in vielen Statistik-Handbüchern tabellierte Funktion liefert unmittelbar das Intervall, in dem die nach (3) notwendigen  $N_i$  zu erwarten sind (s. Abb. 4). Im vorliegenden Fall gilt

$$u = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

mit  $x = N_i$

$$\mu = n_i \cdot p = A \cdot F_i$$

und  $\sigma = \sqrt{n_i \cdot p \cdot (1 - p)}$

Daraus folgt

$$N_i = u \cdot \sqrt{n_i \cdot p \cdot (1 - p)} + A \cdot F_i \quad (5).$$

Bedingung (2) läßt sich formulieren als

$$N_i = (1 \pm g) \cdot A \cdot F_i \quad (6).$$

(5) und (6) ergeben

$$u = \frac{(\pm g) \cdot A \cdot F_i}{\sqrt{n_i \cdot p \cdot (1 - p)}} = \frac{(\pm g) \cdot A \cdot F_i}{\sqrt{A \cdot F_i \cdot (1 - A \cdot B)}} ;$$

daraus folgt schließlich

$$F_i = \frac{u^2 \cdot (1 - A \cdot B)}{g^2 \cdot A} \quad (7).$$

Ist die Teileinheit B (s. S. 156) ausreichend klein, entsteht für  $\dot{F}_i$ , die Mindestgröße repräsentativer Probeflächen, näherungsweise

$$\dot{F}_i \approx \frac{u^2}{g^2 \cdot A} \quad (8).$$

Bereits (7) zeigt, daß u und g als Antagonisten wirken: unter festen, durch  $F_i$  und A definierten Bedingungen ist eine Aussage über die Dichte der Urmenge umso glaubwürdiger, je weniger präzise sie formuliert wird (und umgekehrt). Die Grenzwerte

$$\lim_{u \rightarrow \infty} \dot{F}_i = \infty, \quad \lim_{g \rightarrow 0} \dot{F}_i = \infty \quad \text{und} \quad \lim_{A \rightarrow 0} \dot{F}_i = \infty$$

zeigen weitere Prinzipien: Stichproben, die absolut zuverlässige oder völlig fehlerfreie Schätzungen ( $A_i$ ) garantieren, gibt es real nicht. Für Grundgesamtheiten mit sehr geringen Abundanz<sup>3)</sup> sind repräsentative Probeflächen praktisch unmöglich (s. Abb. 5 und 6).

Gleichung (8) ist identisch mit

$$A \cdot \dot{F}_i \approx \frac{u^2}{g^2}$$

$$\text{und} \quad \dot{N}_i \approx \frac{u^2}{g^2} \quad (9).$$

Letzteres bestätigt die unter (1) formulierte Erwartung. Enthält das (unbegrenzte) Areal F insgesamt N Paare, ist es in Einheiten von durchschnittlich F/N aufgeteilt, die durchaus größer sein können als die von Vögeln tatsächlich in Anspruch genommenen Flächen. Wird  $N_i$  bzw.  $u^2/g^2$  mit F/N multipliziert, entsteht  $\dot{F}_i$ , jenes Gebiet, in dem gerade  $N_i$  Paare erwartet werden dürfen.

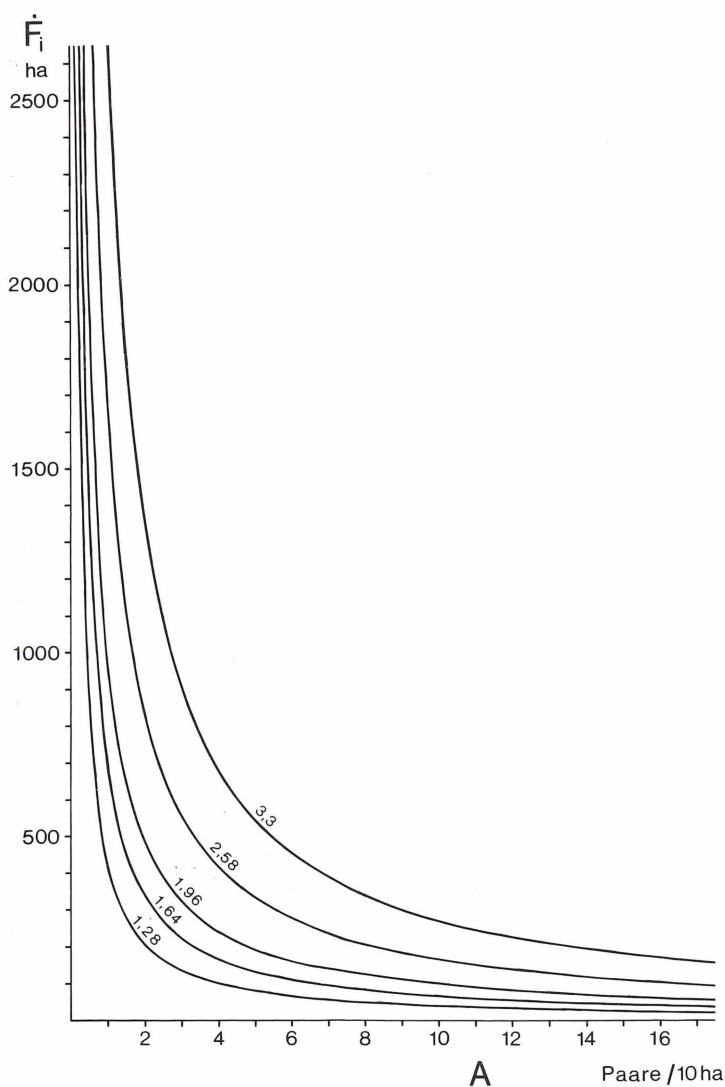


Abb. 5: Mindestgröße repräsentativer Stichproben ( $\dot{F}_i$ ) aus abstrakten, unbegrenzten Urmengen nach Gleichung (8) für Zuverlässigkeiten von 80, 90, 95, 99 und 99,9 % ( $u = 1,28$  bis  $u = 3,3$ ). Der maximal tolerierte Fehler beträgt einheitlich  $\pm 20\%$  ( $g = 0,2$ ).

Fig. 5: The minimum size of representative samples ( $\dot{F}_i$ ) from abstract, unlimited parent collections according to equation (8) for confidence of 80, 90, 95, 99 or 99.9 % respectively ( $u = 1.28$  up to  $u = 3.3$ ). The tolerable maximum error amounts constantly to  $\pm 20\%$  ( $g = 0.2$ ).

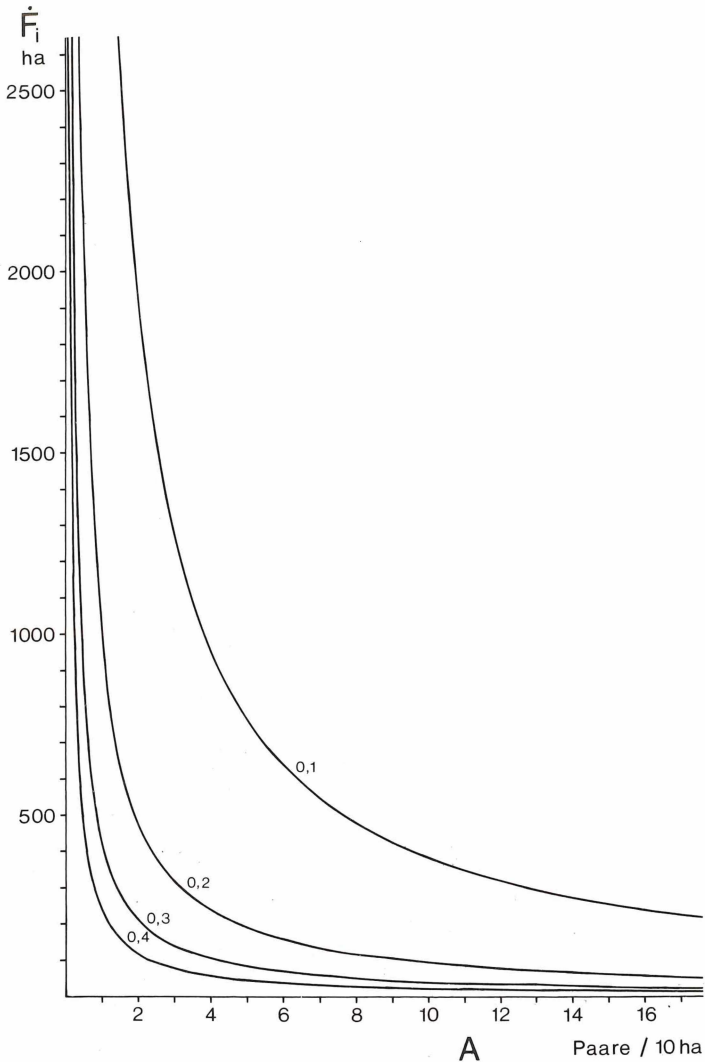


Abb. 6: Mindestgröße repräsentativer Stichproben ( $F_i$ ) aus abstrakten, unbegrenzten Urmengen nach Gleichung (8) für tolerierbare Fehler von maximal  $\pm 10$  bis  $\pm 40\%$  ( $g = 0,1$  bis  $g = 0,4$ ). Die Zuverlässigkeit beträgt einheitlich 95 % ( $u = 1,96$ ).

Fig. 6: The minimum size of representative samples ( $F_i$ ) from abstract, unlimited parent collections according to equation (8) for tolerable maximum errors of  $\pm 10$  up to  $\pm 40\%$  ( $g = 0.1$  up to  $g = 0.4$ ). Confidence amounts constantly to 95 % ( $u = 1.96$ ).

Da

$$\frac{F}{N} = \frac{1}{A}$$

gilt, entsteht aus (9) wieder (8).

Beispiel: Für  $u = 1,96$  (Zuverlässigkeit 95 %) und  $g = 0,1$  (Fehler  $\pm 10$  %) ist  $\hat{N}_i$  annähernd 384. Bei einer wahren Abundanz von 16,6 ♂ ♀/10 ha (vgl. S. 157) entfallen auf jedes Paar im Mittel 0,6 ha. 384 Paare besitzen dann durchschnittlich 230 ha (2,3 km<sup>2</sup>).

### 3.2 Stichproben aus konkreten Urmengen

Entstammen Stichproben einer begrenzten Urmenge, gilt die hypergeometrische Verteilung (sog. Urnenschema): Das Areal  $F_z$  besteht aus  $z$  Quadraten<sup>4)</sup> der Größe  $B$ , von denen  $N_z$  besiedelt sind. Es enthält also  $N_z$  Paare mit der Dichte

$$A_z = \frac{N_z}{F_z} = \frac{N_z}{z \cdot B}$$

Analog zu (2) und (3) lautet die Bedingung für Repräsentativität

$$\frac{A_i}{A_z} = 1 \pm g \quad (10)$$

oder

$$(1 - g) \cdot A_z \cdot F_i \leq N_i \leq (1 + g) \cdot A_z \cdot F_i$$

bzw.

$$(1 - g) \cdot \frac{n_i \cdot N_z}{z} \leq N_i \leq (1 + g) \cdot \frac{n_i \cdot N_z}{z} \quad (11)$$

Die Wahrscheinlichkeit, daß auf einer Probefläche mit  $n_i$  Quadraten gerade  $N_i$  Paare siedeln, beträgt

$$\varphi(N_i) = \frac{\binom{N_z}{N_i} \cdot \binom{z - N_z}{n_i - N_i}}{\binom{z}{n_i}}$$

Sind nach (11) mehrere  $N_i$  zulässig, interessiert die Summe der Einzelwahrscheinlichkeiten, so daß die Funktion der Normalverteilung heranzuziehen ist (s. S. 157):

$$u = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

Eingesetzt werden

$$x = N_i$$

$$\mu = n_i \cdot p = A_z \cdot F_i$$

$$\sigma = \sqrt{n_i \cdot p \cdot (1 - p) \cdot \frac{z - n_i}{z - 1}}$$

$$\text{und } p = \frac{N_z}{z} = A_z \cdot B$$

Daraus folgt

$$N_i = u \sqrt{n_i \cdot p \cdot (1 - p) \cdot \frac{z - n_i}{z - 1}} + A_z \cdot F_i \quad (12).$$

Das Intervall aus (11) läßt sich schreiben als

$$N_i = (1 \pm g) \frac{n_i \cdot N_z}{z} \quad (13).$$

Die Kombination von (12) und (13) liefert über

$$u^2 = \frac{g^2 \cdot A_z \cdot F_i}{(1 - A_z \cdot B) \cdot \frac{F_z - F_i}{F_z - B}}$$

schließlich

$$F_i = \frac{F_z (1 - A_z \cdot B)}{1 + A_z \cdot (g^2 \cdot u^{-2} \cdot [F_z - B] - B)} \quad (14).$$

Mit extrem kleinem B (vgl. S. 159) folgt als Näherung (15).

$$\dot{F}_i \approx \frac{F_z}{1 + A_z \cdot g^2 \cdot u^{-2} \cdot F_z} \quad (15).$$

Auch hier wirken u und g antagonistisch (s. S. 159). Die Grenzwerte

$$\lim_{u \rightarrow \infty} \dot{F}_i = F_z, \quad \lim_{g \rightarrow 0} \dot{F}_i = F_z \quad \text{und} \quad \lim_{A \rightarrow 0} \dot{F}_i = F_z$$

dokumentieren erneut, daß absolut zuverlässige oder völlig fehlerfreie Schätzungen ( $A_i$ ) nicht garantiert werden können und repräsentative Stichproben aus Urmengen sehr geringer Abundanzen praktisch unerreichbar sind.

Strebt  $z$  gegen  $\infty$ , geht die hypergeometrische Verteilung über in die geometrische (z. B. WEBER 1972). Entsprechend konvergiert (15) gegen (8), wenn  $F_z$  zunimmt; denn (15) läßt sich auch schreiben als

$$\dot{F}_i \approx \frac{F_z}{\frac{F_z}{F_z} + A_z \cdot F_z \cdot g^2 \cdot u^{-2}} \approx \frac{1}{\frac{1}{F_z} + A_z \cdot g^2 \cdot u^{-2}}$$

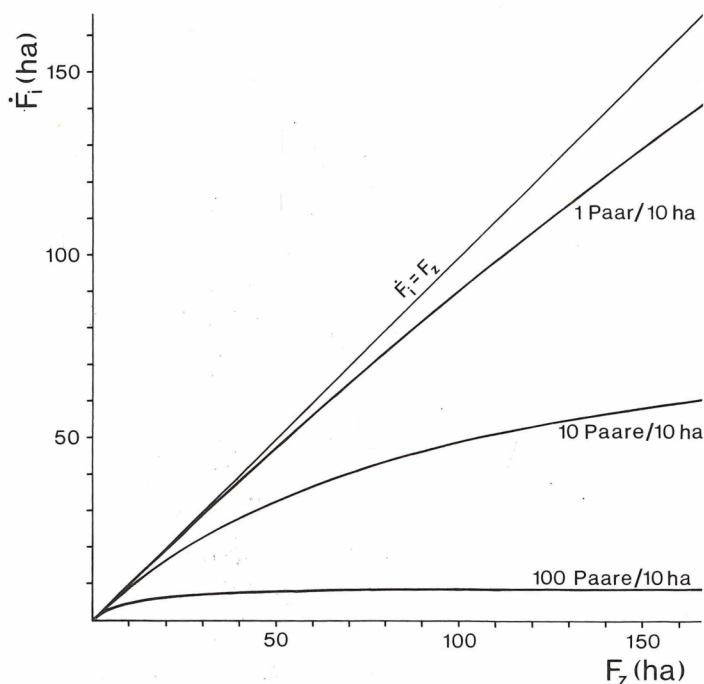


Abb. 7: Mindestgröße repräsentativer Stichproben ( $\dot{F}_i$ ) aus konkreten, begrenzten Urmengen ( $F_z$ ) nach Gleichung (15) für ausgewählte Abundanzen der Grundgesamtheit. Der maximal tolerierbare Fehler beträgt einheitlich  $\pm 20\%$  ( $g = 0,2$ ), die Zuverlässigkeit konstant  $95\%$  ( $u = 1,96$ ).

Fig. 7: The minimum size of representative samples ( $\dot{F}_i$ ) from concrete, limited parent collections ( $F_z$ ) according to equation (15) for selected values of true abundance. Constantly the tolerable maximum error is  $\pm 20\%$  ( $g = 0,2$ ), the confidence  $95\%$  ( $u = 1,96$ ).

mit dem Grenzwert

$$\lim_{F_z \rightarrow \infty} \frac{\dot{F}_i}{F_z} = \frac{u^2}{g^2 \cdot A_z}$$

Sind  $u$ ,  $g$  und  $A_z$  konstant, ergibt (15) eine Kurve, die oberhalb einer gewissen Schwelle annähernd horizontal verläuft (Abb. 7), so daß  $\dot{F}_i$  unabhängig von  $F_z$  wird. Die begrenzte Urmenge ist dann so groß, daß sie wie eine unbegrenzte behandelt werden darf. Die konkrete Grundgesamtheit stellt somit lediglich einen Sonderfall der abstrakten dar.

### 3.3 Folgerungen

Die Abundanz resultiert aus den Beziehungen zwischen Organismen und Umwelt. Meß- oder Schätzwerte der Dichte sind aber oft nicht allein Funktion ökologischer Gegebenheiten, sondern zusätzlich von der Größe des Untersuchungsgebietes beeinflusst. Ursachen und Wirkungen dieser Flächenabhängigkeit müssen bekannt sein, wenn Genauigkeit und Zuverlässigkeit von Zählergebnissen beurteilt werden (s. auch OELKE 1977 b). Das Modell zufällig verteilter Brutpaare offenbart Grundregeln, die auch für Populationen anderer Verteilungsmuster Gültigkeit haben.

Nach OELKE (1974 b) sollen Probeflächen „im stärker strukturierten Gelände“ wenigstens 10, „in der offenen Landschaft“ minimal 40 ha umfassen („am besten“ 10–30 bzw. 40–100 ha). Ähnliche Pauschalwerte haben andere Ornithologen definiert (Übersicht s. BERTHOLD 1976). Hier bleibt (nahezu) unberücksichtigt, daß die Flächenabhängigkeit von Zählergebnissen durch Abundanz und Dispersion bedingt, also variabel ist. Entgegen einer verbreiteten Annahme (z. B. EBER 1968, MULSOW 1968, BEZZEL 1974) garantieren selbst Areale identischer Größe nicht die Vergleichbarkeit von Individuenmengen. Diese Einschränkung entfällt erst, wenn das Kontrollgebiet eine gewisse, allerdings weder für sämtliche Arten noch in allen Habitaten und Jahren einheitliche Mindestausdehnung erreicht.

Die Zählung abstrakter Urmengen (S. 155) ist unmöglich. Untersuchungen sind daher auf Stichproben beschränkt. Dies gilt auch für konkrete Grundgesamtheiten, wenn deren Messung einen extrem hohen Aufwand erfordert (z. B. Buchfink-Population Mitteleuropas). In beiden Fällen bleibt die wirkliche Größe des interessierenden Parameters unbekannt, und die Richtigkeit einer Taxierung läßt sich nicht beweisen. Schätzung und wahrer Wert stimmen lediglich mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit (Zuverlässigkeit) überein, die u. a. vom Probenumfang abhängt. Darf beispielsweise ein Resultat um maximal 10 % von der wahren Abundanz abweichen, müssen in einer abstrakten Population zufällig verteilter Brutvögel durchschnittlich 384 Paare erfaßt werden, damit die Zuverlässigkeit

95 % beträgt (S. 162). Die Registrierung von 4–6 oder weniger Paaren gestattet wohl kaum eine sichere Aussage über die Siedlungsdichte einer Spezies<sup>5)</sup>. Dennoch entstammen die bisher veröffentlichten Zahlen vorwiegend „Probeflächen“, auf denen selten mehr als 10 Paare einer Art Platz finden (Tab. 2).

Tab. 2: Die Herkunft von 1694 aus „Probeflächen“ abgeleiteten Siedlungsdichte-Angaben nach Veröffentlichungen in „hamburger avifaun. beitr.“ (6, 1968, – 16, 1979), „Anz. Orn. Ges. Bayern“ (9, 1970, – 17, 1978) und „Beitr. Naturk. Niedersachsens“ (25, 1972, – 32, 1979). Angegeben sind die pro Art erfaßten Brutbestände (♂ ♀) und deren Häufigkeiten (f): 89 % der publizierten Abundanzen basieren auf Zählmengen von weniger als 11 ♂ ♀.

Table 2: The origin of 1694 densities derived from “sample plots” (after data in some German periodicals). The numbers of breeding pairs counted per species (♂ ♀) and the frequencies of these cases (f) are given: 89 % of the published abundance values are based on census collections containing less than 11 ♂ ♀.

| ♂ ♀ | f   | ♂ ♀ | f  | ♂ ♀       | f    |
|-----|-----|-----|----|-----------|------|
| 1   | 551 | 7   | 49 | 13–20     | 66   |
| 2   | 340 | 8   | 43 | 21–30     | 35   |
| 3   | 185 | 9   | 31 | 31–59     | 25   |
| 4   | 122 | 10  | 25 | 60–86     | 13   |
| 5   | 92  | 11  | 19 | 102–179   | 4    |
| 6   | 78  | 12  | 16 | insgesamt | 1694 |

Wird in einem aus vielen kleinen Quadraten bestehenden Gebiet  $F_z$  eine Probefläche  $F_i$  festgelegt und durch Addieren benachbarter Raumeinheiten schrittweise erweitert, nimmt die Differenz zwischen  $F_i$  und  $F_z$  kontinuierlich ab, während die gefundene Abundanz  $A_i$  gegen den Gesamtwert  $A_z$  konvergiert (Beispiel s. EBER 1968). Wiederholte, jeweils mit anderen Parzellen beginnende Reihenentwicklungen gestatten schließlich Aussagen über den Mindestumfang repräsentativer Stichproben, falls  $A_z$  bekannt ist (z. B. SCHERNER 1977). Allerdings betreffen solche Angaben stets nur das jeweils untersuchte Areal, da  $A_z$ ,  $F_z$  und die Dispersion der Vögel nicht konstant sind. Eine generelle Lösung hat HEYL bereits 1968 vorgetragen<sup>6)</sup> mit

$$|g| \approx \sqrt{\left[1 + u^2 \cdot \frac{1 - F_i \cdot F_z^{-1}}{2 \cdot N_i}\right]^2 - 1}$$

Die Näherung entspricht Gleichung (8) und gibt die Präzision an, mit der aus einer Probefläche (mit  $N_i$  Paaren) der Brutbestand eines ausgedehnten Bezirkes abgeleitet werden kann (bei zufälliger Dispersion). PUCHSTEIN (1968) sah hier

lediglich die „Überbetonung eines Randproblems“ und – entgegen früherer Auffassung (1966) – in der Schätzung (Hochrechnung) konkreter, endlicher Urmengen ein „recht unbedeutendes Ziel“ avifaunistischer Forschung.

Bei einer Dichte von 15 ♂ ♀/10 ha, die von den meisten Vogelarten nicht oder nur lokal erreicht wird, erfordert Gleichung (8) immerhin 2,56 km<sup>2</sup>, wenn die Präzision 10, die Zuverlässigkeit 95 % betragen soll (Abb. 6). Dennoch umfassen die im Schrifttum zu „Probeflächen“ deklarierten Areale regelmäßig 0,1–0,4 km<sup>2</sup> oder weniger; Gebiete von mehr als 1 km<sup>2</sup> sind Ausnahmen. Daher besitzen die bisher veröffentlichten Abundanzen, soweit sie abstrakte Urmengen betreffen, allgemein erhebliche Fehler, deren Größenordnung besonders bei seltenen Spezies mit inäqualer Dispersion oft über 50 % liegen dürfte.

Bei einer wahren Dichte ( $A$  oder  $A_z$ ) von 0,1 ♂ ♀/10 ha entfallen auf jedes Paar durchschnittlich 100 ha. Sind die von der betreffenden Spezies bewohnten Kontrollgebiete ( $F_i$ ) kleiner, wird die gemessene Abundanz stets zu hoch sein<sup>7)</sup>. Dieser von  $F_i$  und  $A$  oder  $A_z$  abhängige Effekt berührt vor allem seltene Arten mit inäqualer Dispersion (Beispiel s. KUPRIAN 1977). Er liegt vermutlich dem in Abb. 2 dargestellten Phänomen zugrunde. Da es ein systematischer Fehler ist, läßt sich die „Siedlungsregel“ (s. S. 152) nicht mit Zählergebnissen belegen, obwohl sie wahrscheinlich existiert<sup>8)</sup>. Als fragwürdig muß auch die Addition kleiner, nicht aneinandergrenzender Areale gelten (z. B. EBER 1968, ERZ 1968, BEZZEL 1974, OELKE 1977 b, BLANA 1978, DIERSCHKE & OELKE 1979, DOBBERT-KAU et al. 1979). Sie kann nämlich eine Summierung vorhandener systematischer Fehler bewirken.

#### 4. Mindestanzahl repräsentativer Stichproben

Wenn die Präzision 10 und die Zuverlässigkeit 95 % beträgt, ergeben durchschnittlich 95 von 100 repräsentativen Probeflächen Abundanzen ( $A_i$ ), die um maximal 10 % vom wirklichen Wert ( $A$ ) abweichen, aber nur selten mit ihm übereinstimmen. Diese zufälligen Fehler können sich weitgehend kompensieren, wenn ein Mittelwert  $\bar{A}_i$  gebildet wird. Folgt  $A_i$  einer Normalverteilung, gilt für  $A$  das Konfidenzintervall <sup>9)</sup>

$$\bar{A}_i - u \cdot \frac{s}{\sqrt{n}} \leq A \leq \bar{A}_i + u \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}$$

wobei  $n$  die Anzahl der Stichproben,  $s$  die Standardabweichung für  $\bar{A}_i$  darstellt. Relativer Fehler ist dann

$$g = \frac{u \cdot \frac{s}{\sqrt{n}}}{\bar{A}_i}$$

Eine genügend präzise und zuverlässige Schätzung der wahren Dichte erfordert also wenigstens

$$\dot{n} = \frac{u^2 \cdot s^2}{g^2 \cdot \bar{A}_i} \quad (16).$$

BERGER & GÖSSLING-BEDNAREK (1973) sowie MATTES (1977) haben versucht, den Mindestumfang repräsentativer Stichproben über Konfidenzintervalle zu berechnen. Tatsächlich handelt es sich in beiden Fällen um die Bestimmung der nach (16) notwendigen Anzahl von Abundanzmessungen für begrenzte Urmengen. Zur Kalkulation von Mittelwert und Varianz wurden größere Areale in „Probeflächen“ von 1,97, 5 bzw. 25 ha gegliedert. Die Brauchbarkeit dieser Parzellen (Repräsentativität) blieb jedoch ungeprüft, obwohl sie Voraussetzung ist, weil die statistischen Eigenschaften einer nicht zufällig verteilten Population ( $\bar{A}_i$ ,  $s^2$ ) wesentlich von Flächengröße und -form abhängen (z. B. EVANS 1952, LLOYD 1967, RICE 1967, PIELOU 1969, HAIRSTON 1969, IWAQ 1972).

## 5. Theorie und Praxis bisheriger Bestandsaufnahmen

Die meisten oder gar sämtliche bisherigen Brutvogel-Bestandsaufnahmen betreffen relativ kleine Areale, so daß die Resultate nicht direkt vergleichbar sind (s. auch OELKE 1977 b). Wegen dieser Flächenabhängigkeit sollte künftig die Untersuchung sehr großer Gebiete angestrebt werden<sup>10)</sup>. Die günstigsten Voraussetzungen bieten Arten, welche hohe Abundanzen haben und deren Dispersionsmuster annähernd dem zufälligen Verteilungstyp entsprechen. Solche Projekte erfordern die Kooperation möglichst vieler Ornithologen, bereiten also technisch keine unüberwindbaren Schwierigkeiten. Statistische Mängel lassen sich dagegen kaum völlig beheben, wohl aber gering halten, wenn die Zusammenhänge zwischen Präzision und Zuverlässigkeit von Zählergebnissen Berücksichtigung finden.

Im Gegensatz zur Forderung nach großen Kontrollgebieten steht ein von PUCHSTEIN 1966 vorgeschlagenes und seither oft angewandtes Verfahren zur Untersuchung „gemischter Flächen“: In einem heterogenen, mehrere Habitate enthaltenden Bezirk besitzt eine Art für jeden „Teilbiotop“ eine spezifische Abundanz („Partizipation“). Bei der Kalkulation dieses Parameters wird die (meist zu kleine) Population eines (ohnein sehr kleinen) Raumes auf Areale (noch) geringerer Ausdehnung bezogen. Zu erwarten ist ein Anwachsen der systematischen Fehler (überhöhte Resultate; s. auch WENSEL 1970), aber kaum eine „verbesserte Vergleichbarkeit“ der Zählergebnisse (s. S. 167).

Dominanzen („relative Abundanzen“) sind nur vergleichbar, wenn auch die Summe der Spezies-Abundanzen korrekt, also keiner der ermittelten Einzelwerte flächenabhängig ist. Dies erfordert sehr große Areale, deren Mindestumfang sich jeweils nach der seltensten Art des untersuchten Vogelbestandes richtet. Auf die Berechnung relativer Häufigkeiten sollte deshalb generell verzichtet werden.

In manchen Staaten gilt nahezu jedes Gelände, auf dem Vögel gezählt werden, als „Probefläche“ (z. B. OELKE 1974 b), obwohl eine genaue Bezeichnung der Grundgesamtheit fast stets fehlt. Die notwendige Definition der Urmenge enthält neben einer räumlichen (s. S. 155) auch eine zeitliche Komponente. Ein Forschungsergebnis kann nämlich für das Untersuchungsjahr (z. B. 1977), für eine längere Periode (z. B. 1955–1980) oder generell („zeitlos“) Aussagekraft haben. Bleiben solche Aspekte, von denen Größe und Anzahl repräsentativer Stichproben abhängen, unbeachtet, stellen die Beobachtungsareale lediglich „Kontrollflächen“ (z. B. DORNBUSCH et al. 1968) oder „Untersuchungsgebiete“ dar.

Entscheidend für die Repräsentativität einer Stichprobe sind Anzahl und Verteilung der erfaßten Vögel. Die Aussagekraft von Untersuchungsergebnissen läßt sich hier nur anhand einer Übersichtskarte der Territorien bzw. Nistplätze abschätzen. Die Veröffentlichung allein der berechneten Dichten genügt nicht. Durchschnittswerte für verschiedene Jahre oder Kontrollgebiete schließen eine Beurteilung meist sogar völlig aus (zur Addition räumlich getrennter Areale s. S. 167).

Oft werden Zählungen durch Hochrechnungen ersetzt, deren Richtigkeit dann kaum überprüfbar ist (s. PELTZER 1975). So zeigen die von PARSLow (1973), SHARROCK (1976) und anderen Autoren für die Britischen Inseln veröffentlichten Schätzungen bei vielen Arten beträchtliche Unterschiede, ohne daß sich entscheiden läßt, ob einzelne Angaben falsch sind oder die Differenzen auf Fluktuationen zurückgehen. Auch hier müssen Stichproben einen gewissen Mindestumfang haben. Sonst entstehen systematische Fehler, welche statt zu geringer Werte (z. B. OELKE 1963 und 1968, SELLIN 1968) eher überhöhte Resultate verursachen (s. S. 167; vgl. HESSE & SELL 1975). Seltene Spezies erfordern sogar stets die (nahezu) komplette Erfassung ihrer Populationen (s. S. 164). Aus „Probeflächen“ abgeleitete Bestandsgrößen etwa für den Sperber (*Accipiter nisus*) in Schweden (ENEMAR & UNGER 1977) oder den Wendehals (*Jynx torquilla*) in Luxemburg (HULTEN & Wassenich 1960/61) können daher nicht als zutreffend gelten.

Wie Hochrechnungen erfordern auch „Monitor-Programme“ Stichproben aus konkreten, begrenzten Urmengen. Dabei sollen alljährlich ermittelte Abundanzen oder davon abgeleitete Relativzahlen Bestandsveränderungen anzeigen. Als Vorbild dient allgemein der „Common Birds Census“ des British Trust for Ornithology mit Stichproben, die auf landwirtschaftlichen Nutzflächen meist 0,7–0,9, in Wäldern gewöhnlich 0,1–0,2 km<sup>2</sup> erreichen (WILLIAMSON 1970). Entsprechende Kontrollgebiete in Dänemark und Nordwestdeutschland umfassen durchschnittlich 0,2–0,4 km<sup>2</sup> (JØRGENSEN 1974, OELKE 1978). Areale dieser Größe sind wohl kaum repräsentativ für Staaten z. B. von 43 069 (Dänemark) oder gar 130 367 km<sup>2</sup> (England). Die hier zu erwartenden systematischen Fehler werden noch vermehrt durch das übliche Zusammenfassen der berücksichtigten

„Probeflächen“ (s. S. 167). Zudem können Dispersionsänderungen Fluktuationen vortäuschen oder verdecken (s. S. 154). Da sich die Veröffentlichung der Ergebnisse auf die Angabe von Kennziffern beschränkt, ist eine genaue Beurteilung jedoch fast unmöglich.

TAYLOR (1965) hat einige Voraussetzungen für den „Common Birds Census“ formuliert und überprüft, den notwendigen Mindestumfang der Stichproben aber unbeachtet gelassen. Als Ausmaß einer Fluktuation gilt beispielsweise die relative Differenz zwischen den Summen der jeweils erfaßten Paare (Addition aller berücksichtigten Flächen!). Die zusätzlich kalkulierten Konfidenzintervalle sind jedoch auf einen anderen Parameter bezogen, nämlich den arithmetischen Mittelwert der in den einzelnen Kontrollgebieten registrierten Bestandsänderungen (keine Zusammenfassung der Areale!) Daher besitzen die angegebenen Vertrauensbereiche gewöhnlich keine Symmetrie (z. B. BAILEY 1967 und 1968). Auch in diesem Ansatz bleibt zudem unbeachtet, daß die statistischen Eigenschaften einer Population wesentlich von der Flächengröße abhängen (s. S. 168).

Ungenauigkeiten bei Brutvogel-Bestandsaufnahmen können eine Konsequenz von Flächenabhängigkeiten und durch Zählfehler (s. S. 149) verursacht sein. Ist die Summe dieser Komponenten unbekannt oder zu groß, dürfen  $\chi^2$ -Test und andere statistische Prüfverfahren (z. B. NIEMEYER 1974) nicht verwendet werden. Zulässig wäre dann lediglich der Vergleich von Resultaten, welche systematische Fehler einheitlicher Dimension besitzen. Solche Fälle sind jedoch weder nachgewiesen (s. auch BERTHOLD 1976) noch zu erwarten, weil sie Variationen entscheidender Parameter wie Abundanz und Dispersion praktisch ausschließen. Ähnliches gilt für die von JÄRVINEN & VÄISÄNEN (1978) ermittelten artspezifischen Konstanten („correction coefficient“) zur Dichte-Kalkulation nach Linientaxierungen (s. auch WALANKIEWICZ 1978).

Ungenauigkeiten lassen sich selten völlig vermeiden, sollten aber tolerierbar gering sein. Notwendig sind allgemein sehr große Kontrollareale und der Verzicht auf methodische Vereinfachungen. Auch Reduktionen des Arbeitsaufwandes können nämlich die Aussagekraft der Ergebnisse mindern. So verlieren Hochrechnungen an Zuverlässigkeit und Präzision, wenn die Populationen der Probeflächen geschätzt statt durch Zählung ermittelt werden (z. B. SEITZ 1976, RHEINWALD 1980) oder gar das Verbreitungsgebiet der Urmenge unbekannt ist (WINK 1973; s. auch HESSE 1974, HESSE & SELL 1976).

Wie andere Wissenschaftler müssen auch Ornithologen die Richtigkeit ihrer Angaben garantieren. Die Wahrscheinlichkeit, daß ermittelte und tatsächliche Abundanz übereinstimmen oder nur geringfügig differieren, muß wenigstens 95 % betragen <sup>11)</sup>. Eine hohe Genauigkeit erfordert dann sehr große, zumindest in den Kulturlandschaften Mitteleuropas jedoch kaum vorhandene Probeflächen. So umfassen einheitlich strukturierte Abteilungen deutscher Wirtschaftswälder selten mehr als 15–20 ha. Relativ kleine Untersuchungsgebiete und daher beträchtliche Fehler sind fast unvermeidlich.

Der bei Bestandsaufnahmen tolerierbare Fehler „ist relativ groß“ (REMMERT 1978), wird in Veröffentlichungen aber selten quantifiziert (s. PELTZER 1975), oft sogar verschwiegen. 5–10 (BRUNS 1962) oder 20 % (BERGER & GÖSSLING-BEDNAREK 1973) gelten wohl allgemein als zulässig. Aus Gleichung (8) folgt jedoch, daß Ungenauigkeiten von über 50 % für die meisten Arten unvermeidbar sind, wenn Probeflächen nur 50–100 ha oder weniger umfassen (Zuverlässigkeit 95 %). Eine ähnliche Größenordnung erreichen „häufig“ auch Zählfehler (BERTHOLD 1976). Diese Probleme gehen hauptsächlich auf Eigenschaften der Vögel zurück. Eine Differenzierung „wertvoller“ und „schlechter“ Methoden oder zwischen Ornithologen unterschiedlicher Forschungsrichtungen (z. B. MULSOW et al. 1975, BLANA 1978) kann die weitgehend biologisch bedingten Schwierigkeiten nicht beseitigen. Wissenschaftliche Bedeutung hat allein die Frage nach den in einer bestimmten, durch Untersuchungstechnik und -ergebnisse gegebenen Situation erlaubten Angaben (Aussagen), damit „Schlußfolgerungen nicht präziser formuliert werden als es die Größe (möglicherweise) zugrunde liegender Fehler“ gestattet (BERTHOLD 1976).

Oft genügt schon eine einzige Beobachtung (z. B. Nestfund), um eine Spezies als Brutvogel nachzuweisen. Wesentlich größeren Aufwand erfordert die Feststellung, daß die Art 500–1000 Paare besitzt. Noch schwieriger ist zu entscheiden, ob die Anzahl 647 oder 648 beträgt. Die Präzisierung wissenschaftlicher Aussagen erfordert ein Anwachsen der berücksichtigten Informationsmenge (Stichprobenumfang), wenn ein gleichzeitiger Verlust an Zuverlässigkeit vermieden werden soll. Wenig exakte Häufigkeitsangaben wie „selten“ oder „gemein“ sind daher generell glaubwürdiger als „exakte“ Abundanzen, welche zu kleinen Untersuchungsgebieten entstammen (Antagonismus zwischen Präzision und Zuverlässigkeit!).

Die Genauigkeit von Brutvogel-Bestandsaufnahmen stellt ein ornithologisches, nur wenige Experten interessierendes Problem dar (s. PELTZER 1975). Schaden entsteht aber, wenn falsche Resultate zur Grundlage von Landschaftsplanung und Naturschutz gemacht werden. So hat MULSOW (1968) anhand einer Abb. 2 (S. 151) entsprechenden Korrelation zwischen Abundanz und Arealumfang gefordert, „in Großstädten die Erhaltung vieler kleiner (4–10 ha) möglichst reich strukturierter Grünflächen statt weniger großflächiger Anlagen“ anzustreben. Gefährlich „für die landeskulturelle Praxis“ erscheint ferner die Erwartung, daß Maxima der berechneten Siedlungsdichte die „optimale Breite“ von Hecken anzeigen (PRILL 1976). Falconiformes-Probeflächen sollen nach MEYBURG (1973) mindestens 50–100, laut OELKE (1975) „in der Regel“ wenigstens 100 km<sup>2</sup> umfassen, obwohl selbst Gebiete von 500–1000 km<sup>2</sup> häufig noch ungenügend sein dürften. Sehr riskant ist beispielsweise die Behauptung, daß beim Habicht (*Accipiter gentilis*) eine Abundanz von maximal 4–5 ♂ ♀/100 km<sup>2</sup> „unter den Bedingungen der Jagdverschonung als normal“ gelten kann (KOS 1980). Diese Aussage

basiert auf sehr kleinen Stichproben (meist 5–22 ♂ ♀) und besitzt damit nur geringe Zuverlässigkeit. Sie liefert manchen Interessenten aber die gewünschte „wissenschaftliche“ Legitimation für „Regulationen“, sobald die angegebene Bestandsdichte regional oder zeitweilig überschritten wird. Ebenfalls ungeeignet für den Artenschutz sind Hochrechnungen, die sich auf relativ kleine Kontrollflächen stützen und wegen der damit verbundenen systematischen Fehler (s. S. 167) eine unzutreffend große Population ergeben (vgl. MEBS 1980). Gerade hier lassen sich Totalzählungen der Urmenge nicht durch Schätzungen ersetzen (s. S. 164).

<sup>2)</sup> Gilt analog für nicht territoriale Paare, deren Aktionsradius über die Grenze des Untersuchungsgebietes hinausreicht.

<sup>3)</sup> Ist  $p$  bzw.  $A$  sehr klein, gilt statt der Binominal- die Poisson-Verteilung; sie ergibt (8) unmittelbar (nicht als Näherung).

<sup>4)</sup> Übrige Abkürzungen und Signaturen wie in Abschnitt 3. I (s. S. 156).

<sup>5)</sup> Ausnahmsweise wird auf Abundanz-Kalkulationen verzichtet, wenn die Zählmenge weniger als 4 oder 5 Paare umfaßt (TOMIALOJC 1968, WITT 1976), doch sind solche Grenzen zu niedrig und nicht durch entsprechende Untersuchungen begründet. Nach ERSKINE (1974) sollte ein Untersuchungsgebiet von mindesten 30 Paaren besetzt sein.

<sup>6)</sup> Wiedergabe verändert (Signaturen wie in Abschnitt 3. 2).

<sup>7)</sup> Eine zu geringe Abundanz, nämlich Null, folgt, wenn die Probefläche unbesiedelt ist. Meist läßt sich aber nicht objektiv entscheiden, ob dieses Resultat dem Fehlen der Art entspricht oder auf einen zu kleinen Umfang des Kontrollgebietes zurückgeht.

<sup>8)</sup> Für 12 Habitate der Åland-Inseln haben HAILA, JÄRVINEN & VÄISÄNEN (1980) eigene Befunde mit Resultaten früherer Zählungen verglichen. Die Probeflächen von 1975 (21–101 ha) ergaben um 50–318 % höhere Abundanzen als die ausnahmslos größeren Kontrollgebiete von 1926 und 1927 (80–278 ha). Ursache ist möglicherweise eine auf die vorgenommenen Arealreduktionen zurückgehende Vermehrung systematischer Fehler. Somit sind Bestandszunahmen hier zwar plausibel, aber zumindest im angegebenen Ausmaß nicht belegt.

<sup>9)</sup> Für  $n \leq 120$  ist  $u$  durch den von  $n$  abhängigen, in vielen Handbüchern tabellierten Parameter  $t$  zu ersetzen.

<sup>10)</sup> Dies betrifft auch Wintervogelzählungen (s. OELKE 1977 a); die Festlegung einer Mindestgröße für Untersuchungsgebiete ist hier vermutlich sehr schwierig, weil – anders als bei Brutpaaren – Abundanz und Dispersion selbst im Tagesverlauf erheblich variieren können.

<sup>11)</sup> Eine Verringerung z. B. auf 90 % (BERGER & GÖSSLING-BEDNAREK 1973) steht im Gegensatz zur Konvention über die Zuverlässigkeit wissenschaftlicher Aussagen (Irrtumswahrscheinlichkeit maximal 5 %).

## Literatur

- ANONYMUS (1970): Recommendations for an International Standard for a Mapping Method in Bird Census Work. – In: S. SVENSSON: Bird Census Work and Environmental Monitoring. Lund (Swedish Natural Sc. Res. Council): 49–52 (Bull. Ecol. Res. Committee 9). – BAILEY, R. S. (1967): An index of bird population changes on farmland. *Bird Study* 14: 195–209. – BAILEY, R. S. (1968): An index of bird population changes in woodland. *Bird Study* 15: 171–180. – BERGER, M., & A. GÖSSLING-BEDNAREK (1973): Statistische Auswertung der Siedlungsdichte von Feldlerchen. *Vogelwelt* 94: 21–26. – BERTHOLD, P. (1976): Methoden der Bestandserfassung in der Ornithologie: Übersicht und kritische Betrachtung. *J. Orn.* 117: 1–69. – BEZZEL, E. (1974): Untersuchungen zur Siedlungsdichte von Sommervögeln in Talböden der Bayerischen Alpen und Versuch ihrer Interpretation. *Anz. Orn. Ges. Bayern* 13: 259–279. – BEZZEL, E. (1976): „Greifvögel sind bedroht!“ – „Der Bussard nimmt überhand!“ – Was wissen wir wirklich? *Pirsch* 28: 1590–1594. – BEZZEL, E., & K. STIEL (1975): Zur Verbreitung und Ökologie des Braunkehlchens (*Saxicola rubetra*) am deutschen Nordalpenrand. *Ardeola* 21, Especial: 841–859. – BLANA, H. (1978): Die Bedeutung der Landschaftsstruktur für die Vogelwelt. *Beitr. Avifauna Rheinlandes* 12: 1–225. – BRUNS, H. (1962): Die Bedeutung siedlungsbiologischer Untersuchungen für Wissenschaft und Praxis. – In: S. PFEIFER & W. KEIL: Festschrift herausgegeben anlässlich des 25jährigen Jubiläums der Vogelschutzwarte für Hessen, Rheinland-Pfalz und Saarland – Institut für Angewandte Vogelkunde – Sitz Frankfurt am Main. Frankfurt-Fechenheim (Vogelschutzwarte): 34–41. – COLQUHOUN, M. K. (1940): Visual and Auditory Conspicuousness in a Woodland Bird Community: a Quantitative Analysis. *Proc. Zool. Soc. London* 110, Ser. A: 129–148. – DIERSCHKE, F. (1955): Die Abhängigkeit der Siedlungsdichte der Vögel von Umfang, Gestalt und Dichte kleinerer Wälder. *Waldhygiene* 1: 38–43. – DIERSCHKE, F., & H. OELKE (1979): Die Vogelbestände verbrannter niedersächsischer Kiefernforsten 1976 – ein Jahr nach der Waldbrandkatastrophe 1975. *Vogelwelt* 100: 26–44. – DIRCKSEN, R., & P. HÖNER (1963): Quantitative ornithologische Bestandsaufnahmen im Raum Ravensberg-Lippe. *Abh. Landesmus. Naturk. Münster Westfalen* 25 (3): 1–111. – DOBBEKAU, T., G. JANDER & W. OTTO (1979): Untersuchungen zur Siedlungsdichte der Brutvögel Berliner Friedhöfe 1972. *Beitr. Vogelk.* 25: 129–166. – DORNBUSCH, M., G. GRÜN, H. KÖNIG & B. STEPHAN (1968): Zur Methode der Ermittlung von Brutvogel-Siedlungsdichten auf Kontrollflächen. *Mitt. Interessengemeinschaft Avifauna DDR Biol. Ges. DDR* 1: 7–16. – EBER, G. (1968): Brutvogelbestandsaufnahmen im Naturschutzgebiet „Emsdettener Venn“ – Ein Beitrag zur Diskussion über quantitative Erfassungsmethoden. – In: J. ZIMMERMANN: Beiträge zur angewandten Vogelkunde. Recklinghausen (Bongers): 83–124 (Schr.-R. Landesstelle Naturschutz Landschaftspflege Nordrhein-Westfalen 5). – ENEMAR, A. (1959): On the determination of the size and composition of a passerine bird population during the breeding season. *Vår Fågelvärld, Suppl.* 2: 1–114. – ENEMAR, A. (1962): A comparison between the bird census results of different ornithologists. *Vår Fågelvärld* 21: 109–120. – ENEMAR, A., S.-G. HÖJMAN, P. KLAESON & L. NILSSON (1976): The relationship between census results and the breeding population of birds in subalpine birch forests. *Orn. Fennica* 53: 1–8. – ENEMAR, A., B. SJÖSTRAND & S. SVENSSON (1978): The effect of observer variability on bird census results obtained by a territory mapping technique. *Orn. Scandinavica* 9: 31–39. – ENEMAR, A., & U. UNGER (1977): Hur många sparvhökar häckar i Sverige? *Anser* 16: 107–112. – ERSKINE, A. J. (1974): Problems associated with bird populations not adequately sampled by the mapping census method. *Acta Orn.* 14: 340–346. – ERZ, W. (1968): Quantitativ-ornithologische Untersuchungen im Naturschutzgebiet „Wahner Heide“ nebst methodischen Erörterungen. – In: J. ZIMMERMANN: Beiträge zur angewandten Vogelkunde. Recklinghausen (Bongers): 137–165 (Schr.-R. Landesstelle Naturschutz Landschaftspflege Nordrhein-Westfalen 5). – EVANS, F. C. (1952): The Influence of Size of Quadrat on the Distributional Patterns of Plant Populations. *Contrib. Laboratory Vertebrate Biol.* 54: 1–15. – HAILA, Y., O. JÄRVINEN & R. A. VÄISÄNEN (1980): Effects of changing forest structure on long-term trends in bird populations in SW Finland. *Orn. Scandinavica* 11: 12–22. – HAIRSTON, N. G. (1969): On the Relative Abundance of Species. *Ecology* 50:

- 1091–1094. – HESSE, M. (1974): Zur Brutverbreitung des Kiebitzes (*Vanellus vanellus*) in Westfalen. *alcedo* 1: 54–61. – HESSE, M., & M. SELL (1975): Zur Brutverbreitung des Pirols (*Oriolus oriolus*) in Westfalen. *alcedo* 2: 58–66. – HESSE, M., & M. SELL (1976): Zur Brutverbreitung der Nachtigall (*Luscinia megarhynchos*) in Westfalen. *alcedo* 3: 1–13. – HEYL, G. (1968): Zur Probeflächenauswahl nach statistischen Gesichtspunkten. *Orn. Mitt.* 20: 174–175. – HÖSER, N. (1973): Bestimmung und Interpretation der Artendichte (species-diversity) von Vogelbeständen aus Zählergebnissen unterschiedlichen mathematischen und biologischen Charakters. *Beitr. Vogelk.* 19: 313–328. – HOGSTAD, O. (1967): Factors influencing the efficiency of the mapping method in determining breeding bird population in conifer forests. *Nytt mag. zool.* 14: 125–141. – HULTEN, M., & V. WASSENICH (1960/61): Die Vogelfauna Luxemburgs. *Inst. Grand-Ducal Luxembourg, Sect. Sc. naturelles, physiques math. Arch.*, N. S., 27: 293–422; 28: 423–572. – IWAQ, S. (1972): Application of the  $m^*m$  Method to the Analysis of Spatial Patterns by Changing the Quadrat Size. *Res. Population Ecol.* 14: 97–128. – JÄRVINEN, O., & R. A. VÄISÄNEN [1978]: Constants and formulae for analysing line transect data. Helsinki (Selbstverl.). – JØRGENSEN, O. H. [1974]: Das dänische Vogelsiedlungsdichten-Monitorprogramm. 5. Dtsch. Siedlungsdichte Tag., Peine, 1974, Protokoll: 22–28 [hektograph.]. – KENDEIGH, S. C. (1944): Measurement of Bird Populations. *Ecol. Monogr.* 14: 67–106. – KIKKAWA, J. (1966): Population Distribution of Land Birds in Temperate Rainforest of Southern New Zealand. *Transact. Royal Soc. New Zealand, Zool.*, 7: 215–277. – KOOS, R. (1980): Der Habicht in der Bundesrepublik Deutschland. *Vogelwelt* 101: 161–175. – KUPRIAN, A. (1977): Gedanken über Siedlungsdichte-Untersuchungen bei der Dorngrasmücke. *Vogelk. H. Waldeck-Frankenberg Fritzlar-Homberg* 3: 79–80. – LACK, D. (1937): A Review of Bird Census Work and Bird Population Problems. *Ibis*, 14. Ser., 1: 369–395. – LLOYD, M. (1967): 'Mean crowding'. *J. Animal Ecol.* 36: 1–30. – LUNIAK, M. (1974): The Birds of Park Biotopes in Small Towns of Central-Eastern Poland. *Acta Orn.* 14: 99–143. – MATTES, H. (1977): Erfahrungen mit der Kartierungsmethode zur Brutvogelbestandsaufnahme in Nadelwäldern. *Vogelwelt* 98: 1–15. – MEBS, T. (1980): Der Bestand der Greifvögel in Nordrhein-Westfalen – eine Gegendarstellung. *Charadrius* 16: 107–111. – MEYBURG, B.-U. (1973): Observations sur l'abondance relative des rapaces (Falconiformes) dans le Nord et l'Ouest de l'Espagne. *Ardeola* 19: 129–150. – MULSOW, R. (1968): Untersuchungen zur Siedlungsdichte der Hamburger Vogelwelt. *Abh. Verh. Naturwiss. Ver. Hamburg N. F.* 12, 1967: 123–188. – MULSOW, R., H. OELKE & K. PUCHSTEIN (1975): Zum Thema: Möglichkeiten und Grenzen der Bestandserfassung. *hamburger avifaun. beitr.* 13: 201–204. – NIEMEYER, H. (1974): Statistische Auswertungsmethoden. – In: P. BERTHOLD, E. BEZZEL & G. THIELCKE: *Praktische Vogelkunde*. 1. Aufl. Greven (Kilda): 68–108. – OELKE, H. (1963): Die Vogelwelt des Peiner Moränen- und Lößgebietes. *Diss. Math.-naturwiss. Fak. Univ. Göttingen* [gekürzte Fassung]. – OELKE, H. (1968): Ökologisch-siedlungsbiologische Untersuchungen der Vogelwelt einer nordwestdeutschen Kulturlandschaft (Peiner Moränen- und Lößgebiet, mittleres-östliches Niedersachsen). *Mitt. Florist.-soziol. Arb.-Gemeinschaft N. F.* 13: 126–171. – OELKE, H. (1974 a): Haben Avifaunisten und Feldornithologen einen Platz in der modernen biologischen Forschung? – In: P. BERTHOLD, E. BEZZEL & G. THIELCKE: *Praktische Vogelkunde*. 1. Aufl. Greven (Kilda): 6–11. – OELKE, H. (1974 b): Siedlungsdichte. – In: P. BERTHOLD, E. BEZZEL & G. THIELCKE: *Praktische Vogelkunde*. 1. Aufl. Greven (Kilda): 33–44. – OELKE, H. (1975): Empfehlungen für Siedlungsdichte-Untersuchungen sog. schwieriger Arten. *Vogelwelt* 96: 148–158. – OELKE, H. (1977 a): Bisher angewandte Methoden der Wintervogelbestandsaufnahmen, ein Überblick. *Vogelwelt* 98: 66–74. – OELKE, H. (1977 b): Vogelsiedlungsdichten und ornitho-ökologische Differenzierungen der Laubwälder und Laubholzanlagen des Westharzes. – In: R. TÜXEN: *Vegetation und Fauna. Vaduz* (Cramer): 353–394. – OELKE, H. (1978): Bericht über die Tätigkeit des Deutschen Ausschusses für Vogelsiedlungsdichten im Zeitraum 1976–1977. *Beitr. Avifauna Rheinlandes* 11: 5–9. – PALMGREN, P. (1930): Quantitative Untersuchungen über die Vogelfauna in den Wäldern Südfinnlands. *Acta Zool. Fennica* 7: 1–219. – PARSLow, J. (1973): *Breeding Birds of Britain and Ireland*. Berkhamsted (Poyser). – PEITZMEIER, J. (1950): Untersuchungen über die Siedlungsdichte der Vogelwelt in kleinen Gehölzen in Westfalen.

Natur Heimat 10: 30–37. – PELTZER, R. (1975): Für oder gegen Zahlen? *Regulus* 11: 324–332. – PETERS, D. S. (1963): Ökologische Studien an Parkvögeln. *Biol. Abh.* 27/28: 1–44. – PIELOU, E. C. (1969): *An Introduction to Mathematical Ecology*. New York, London, Sydney und Toronto (Wiley-Intersc.). – PRILL, H. (1976): Die Brutvögel einer Feldhecke bei Carpin (Kreis Neustrelitz). *Orn. Rundbrief Mecklenburgs N. F.* 17: 25–27. – PUCHSTEIN, K. (1966): Zur Vogelökologie gemischter Flächen. *Vogelwelt* 87: 161–176. – PUCHSTEIN, K. (1968): Diskussion. *Orn. Mitt.* 20: 176. – REMMERT, H. (1978): Forschungsziel und Forschungsmethodik. *Anz. Orn. Ges. Bayern* 17: 1–7. – RHEINWALD, G. (1980): Ziele und Aufgaben einer „Kurzavifauna der Bundesrepublik Deutschland“ unter besonderer Berücksichtigung von Häufigkeitsangaben. *Charadrius* 16: 1–4. – RICE, E. L. (1967): A Statistical Method for Determining Quadrat Size and Adequacy of Sampling. *Ecology* 48: 1047–1049. – RICE, E. L., & R. W. KELTING (1955): The Species-Area Curve. *Ecology* 36: 7–11. – SCHERNER, E. R. (1977): Möglichkeiten und Grenzen ornithologischer Beiträge zu Landeskunde und Umweltforschung am Beispiel der Avifauna des Solling. *Diss. Math.-Naturwiss. Fak. Univ. Göttingen*. – SCHWERTFEGGER, F. (1975): *Ökologie der Tiere*. Bd. 3. Hamburg und Berlin (Parey). – SEITZ, J. (1976): Großräumige Bestandsschätzungen weitgehend flächenmäßig verteilter Brutvögel, dargestellt am Beispiel einiger Entenarten in Niedersachsen und Bremen. *Vogelk. Ber. Niedersachsen* 8: 33–38. – SELLIN, D. (1968): Siedlungsdichte-Untersuchungen in zwei Waldgebieten der Elbaue bei Coswig. *Apus* 1: 239–242. – SHARROCK, J. T. R. (1976): *The Atlas of Breeding Birds in Britain and Ireland*. Berkhamsted (Poyser). – SNOW, D. W. (1965): The relationship between census results and the breeding population of birds on farmland. *Bird Study* 12: 287–304. – TAYLOR, S. M. (1965): The Common Birds Census – some statistical aspects. *Bird Study* 12: 268–286. – TOMIALOJC, L. (1968): Fundamental Methods of the Quantitative Research of the Breeding Avifauna on Woodcovered Areas and in Settlements. *Not. Orn.* 9: 1–20. – TOMIALOJC, L. (1980): The combined version of mapping method. – In: H. OELKE: *Bird Census Work and Nature Conservation*. Lengede (Dachverband Dtsch. Avifaun.): 92–106. – WALANKIEWICZ, W. [1978]: A comparison of the mapping method and I. P. A. results in Bialowieza National Park. *Polish Ecol. Stud.* 3 (4), 1977: 119–125. – WEBER, E. (1972): Grundriß der biologischen Statistik. 7. Aufl. Stuttgart (Fischer). – WENSEL, D. (1970): Siedlungsbiologische Sommervogelbestandsaufnahmen in der Staatsforst Lucie in den Jahren 1969 und 1970. *Lüchow-Dannenberg Orn. Jber.* 2: 44–69. – WILLIAMSON, K. (1964): Bird census work in woodland. *Bird Study* 11: 1–22. – WILLIAMSON, K. (1980): The Common Birds Census as a Device for Monitoring Population Levels. – In: S. SVENSSON: *Bird Census Work and Environmental Monitoring*. Lund (Ecol. Res. Committee): 9–13 (*Bull. Ecol. Res. Committee* 9). – WINK, M. (1973): Die Verbreitung der Nachtigall (*Luscinia m. megarhynchos*) im Rheinland. *Charadrius* 9: 65–80. – WITT, K. (1976): Sommervogeldichte eines Kiefern-Eichenmischwaldes in Berlin 1968–1973. *Vogelwelt* 97: 41–55.

# ZOBODAT - [www.zobodat.at](http://www.zobodat.at)

Zoologisch-Botanische Datenbank/Zoological-Botanical Database

Digitale Literatur/Digital Literature

Zeitschrift/Journal: [Ökologie der Vögel. Verhalten Konstitution Umwelt](#)

Jahr/Year: 1981

Band/Volume: [3](#)

Autor(en)/Author(s): Scherner Erwin Rudolf

Artikel/Article: [Die Flächengröße als Fehlerquelle bei Brutvogel-Bestandsaufnahmen 145-175](#)